



UNIVERSIDAD DE CHILE
Facultad de Economía y Negocios

“Flujos de capital volátiles y prácticas anticipatorias en el Tipo de Cambio: El caso de Chile”

Tesis para optar al grado de
Magíster en Análisis Económico

Postulante al Grado: Francisco J. Inostroza Rosales
Profesor Guía: Manuel Agosin Trumper

Santiago, agosto del 2021



Índice

Resumen	
1.Introducción	1
2.Rervisión de Literatura	2
3. Datos y Hechos Estilizados	4
3.1 Estadística Descriptiva y Hechos Estilizados.....	6
3.2 Un caso particular de las NOIED: el <i>tapering talk</i>	7
4. Metodología	9
4.1 Modelo de Pesaran et al. (2001).....	9
4.2 Fortalezas y Debilidades del modelo.....	11
5.Resultados y Discusión.....	12
5.1 Ordenes de integración y quiebres estructurales.....	12
5.2 Resultados del modelo ARDL.....	12
5.3 Discusión.....	18
6.Conclusiones.....	19
Bibliografía	20
Anexos.....	22



Flujos de Capital y prácticas anticipatorias en el Tipo de Cambio: El caso de Chile

Francisco J. Inostroza Rosales
Universidad de Chile

Resumen

Desde la gran crisis del 2008 Chile ha recibido grandes cantidades de inversiones de portafolio e inversiones de deuda (NOIED) debido a las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados. El presente trabajo estudia la relación entre las NOIED y el tipo de cambio multilateral real (TCM) en Chile. Usando datos trimestrales desde 1996 a 2019 y un modelo ARDL con método de corrección de errores propuesto por Pesaran et al. (2001) se encuentra que las NOIED aprecian el tipo de cambio en el largo plazo y su incidencia aumenta notoriamente una vez que se inician las políticas monetarias no convencionales de los EE.UU. Además, se usa el *tapering talk* ocurrido en mayo del 2013 como *shock* externo a Chile para mostrar que las NOIED explican en gran parte la depreciación del tipo de cambio mediante las prácticas anticipatorias de los inversionistas. Es importante considerar la composición de la cuenta financiera, ya que el trabajo muestra que la relación entre las NOIED y el tipo de cambio no es constante en el tiempo. Asimismo, se aporta con evidencia preliminar que la recepción masiva de NOIED puede incrementar el grado de vulnerabilidad con el exterior, perjudicando el tipo de cambio.

Palabras claves: tipo de cambio multilateral, ARDL, Inversión Extranjera Directa, Inversión de Portafolio, Inversiones de deuda, políticas monetarias no convencionales y *tapering talk*.



1. Introducción

Recientes estudios han considerado que la composición, y no solo el tamaño, de los flujos de capital es un factor relevante en la determinación del nivel y volatilidad tipo de cambio. Si bien existe consenso que las Inversiones Extranjeras Directas (IED) aprecian el tipo de cambio, hay poca evidencia sobre las NOIED a pesar de su mayor participación en la cuentas financieras de los EMEs en la última década. En efecto, entre 2008-2011 los EMEs, incluido Chile, recibieron grandes cantidades capitales extranjeros -principalmente inversiones de portafolio e inversiones de préstamos bancarios (NOIED)- producto de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados (*Quantitative Easing* (QE)¹), ocasionando apreciaciones prolongadas y posteriores depreciaciones abruptas en el tipo de cambio (Lim y Mohapatra, 2014).

Lo anterior presenta desafíos en términos de política económica para los EMEs, ya que las NOIED son inversiones volátiles que pueden desencadenar interrupciones en los mercados financieros, aumentando la volatilidad del tipo de cambio. Es necesario comprender el comportamiento dinámico de los flujos de capital en el tipo de cambio, ya que el tipo de cambio es una política industrial que incentiva la diversificación de exportaciones, y con ello el crecimiento económico en las EMEs (Rodrik, 2008; Agosin, 2009; Guzmán et al., 2017).

El presente trabajo intenta mostrar que los flujos de capital NOIED guardan una relación de largo plazo con el tipo de cambio, y también suelen tener una influencia de corto plazo en el tipo de cambio por motivos exógenos a Chile. Los hechos estilizados convierten a la economía chilena en un caso interesante. Entre 2008-2011 el país presentó grandes ingresos de NOIED luego que la FED² bajó a cero su tasa de interés de política monetaria (TPM) y aumentó la liquidez con políticas monetarias no convencionales de compra de activos privados y públicos. Se plantea que tal escenario generó una nueva relación entre los NOIED y el tipo de cambio de largo plazo y que el excesivo ingreso de capitales NOIED expuso al tipo de cambio a una abrupta depreciación, pues estos flujos se empezaron a revertir anticipando una disminución de las políticas no convencionales durante el *tapering talk*³ en mayo del 2013.

La metodología es un ARDL propuesto por Pesaran et al. (2001), el cual permite diferenciar efectos de corto y largo plazo, tomar en cuenta el efecto persistente del tipo de cambio, eliminar factores no observables que son constantes en el tiempo y cointegrar variables con distintos ordenes de integración. Del análisis se destacan tres resultados importantes. Primero, desde 1996 a 2019 las NOIED e

¹ *Quantitative Easing* (QE) es un tipo de política monetaria no convencional que consiste en un programa de recompra de bonos gubernamentales y privados por parte de los bancos centrales para dotar de liquidez al mercado y estimular la inversión productiva y la demanda de bienes y servicios.

² Junta de la Reserva Federal de los Estados Unidos

³ Explicación más detallada en la revisión de literatura



IED aprecian el tipo de cambio en el largo plazo, pero las primeras lo hacen en un orden de magnitud menor, mostrando efectos heterogéneos de los distintos flujos de capital en el tipo de cambio. Segundo, los coeficientes asociados a las NOIED aumentan su valor desde 2008 en adelante, siendo sensibles a la ventana de estudio. Tercero, el comportamiento anticipatorio de los inversionistas extranjeros producto del *tapering talk* en mayo del 2013 explica en gran parte la abrupta depreciación del tipo de cambio en ese mismo año.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 revisa la literatura de los flujos de capital en el tipo de cambio. La sección 3 describe los datos, muestra la estadística descriptiva y los hechos estilizados. La sección 4 presenta la metodología empírica de Pesaran et al. (2001). En la sección 5 se reportan y discuten los resultados y, finalmente, la sección 6 concluye.

2. Revisión de Literatura

Los determinantes del tipo de cambio han sido sujeto a numerosas investigaciones, y los flujos de capital están dentro de los factores más estudiados. La apreciación del tipo de cambio en países con régimen flotante como Chile ocurre principalmente mediante la apreciación del tipo cambio nominal y, en menor medida, por el aumento del precio del sector no transable. Existe consenso que la apreciación del tipo de cambio es un efecto desfavorable de los flujos de capital ya que erosionan la rentabilidad del sector transable (Aron et al., 2014). Sin embargo, hoy en día el foco ha ido en encontrar los flujos de capital que más aprecian el tipo de cambio. O bien, cuáles son los flujos de capital que pueden desequilibrar el mercado financiero del país receptor y, en consecuencia, causar movimientos abruptos en el tipo de cambio.

Los estudios recientes en los EMEs han encontrado que las IED, y en menor medida las NOIED, aprecian el tipo de cambio, mostrando la heterogeneidad que tienen los flujos de capital en el tipo de cambio. En general, existe amplia evidencia y consenso que las IED están determinadas por factores de largo plazo como el ambiente regional, la confianza en el derecho privado, la calidad de las instituciones, siendo poco sensibles a *shocks* transitorios dado su largo horizonte de inversión (Athukorala y Rajapatirana, 2003; Bakardhieva et al, 2012).

En cambio, las NOIED, como la inversión en portafolio (IP) o inversión de deuda (OI), han recibido una atención limitada a pesar de su mayor participación en los mercados financieros de los EMEs debido a las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados iniciadas en 2008 (Ahmed et al, 2014; Fratzscher et al, 2012; Moore et al., 2013; Bowman, 2015). A grandes rasgos, las NOIED son inversiones volátiles de tamaño considerable que han financiado el



consumo de bienes no transables en los EMEs. Y están determinadas por la actitud anticipatoria de los inversionistas extranjeros, las tasas de interés de los países desarrollados, las perspectivas del mercado y el crecimiento regional y mundial, por tanto, son inversiones altamente sensibles a *shocks* de información (Byrne y Fliess, 2011; Ghosh et al., 2012; Forbes y Warnock (2012)).

En esa línea, Aizenman (2014) utiliza el *tapering talk*⁴ en mayo del 2013 como un *shock* transitorio para dar cuenta cómo los inversionistas sobre-reaccionan ante informaciones del mercado financiero. En particular, encuentra movilizaciones significativas de NOIED desde los EMEs hacia los países desarrollados durante el *tapering talk*. El autor plantea que el mercado financiero interpretó la declaración como una disminución de las políticas no convencionales, así la actitud anticipatoria de los inversionistas extranjeros y el bajo costo hundido de movilizar capitales de baja durabilidad incentivaron a retirar desde las EMEs grandes cantidades de NOIED. Existen resultados preliminares que situaciones como la anterior causan desequilibrios en el mercado financiero, causando abruptas depreciaciones en el tipo de cambio de los EMEs (Eichengreen y Gupta, 2014; Kose et al., 2010).

El presente documento es cercano a las metodologías de Elbadawi y Soto (1994) e Ibarra (2011). El primer trabajo usa los flujos de capital netos chilenos entre 1960-1992 y los desagrega según la clasificación del FMI⁵. Mediante un modelo de corrección de errores reportan que solamente las IED aprecian el tipo de cambio en el largo plazo. Los autores señalan que la baja participación de las NOIED en esos años explicarían su nula incidencia en tipo de cambio. Asimismo, mencionan que la metodología empírica es incapaz de capturar efectos de corto plazo donde quizás las NOIED juegan un rol más preponderante. En esa línea, Ibarra (2011) analiza el caso de México usando la metodología de Pesaran et al. (2001)⁶, el cual permite cointegrar variables con distintos niveles de integración y separar efectos en corto y largo plazo. Con datos trimestrales desde 1988 a 2008 encuentra que las entradas netas de IED, y en menor medida las IP y OI, aprecian el tipo de cambio mexicano en el largo plazo. Sin embargo, durante la crisis del tequila (1994-1996) las IP y OI explican en gran parte la fuerte depreciación del tipo de cambio mexicano en esos años, lo cual muestra la variabilidad del efecto de las NOIED en el tipo de cambio a través del tiempo.

Usando el caso de la economía chilena, el presente trabajo intenta agregar evidencia al escaso análisis de los flujos NOIED en el tipo de cambio, más aún, en un contexto donde las NOIED adquirieron mayor participación producto de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados iniciadas en

⁴ En mayo de 2013, los funcionarios del Sistema de la Reserva Federal comenzaron a hablar de la posibilidad de que el banco central de EE.UU. redujera gradualmente sus compras de valores (reduciéndolas gradualmente de la tasa mensual vigente de \$ 85 mil millones a algo más bajo, presumiblemente como un preludio de su eliminación por completo). El hito al que apuntan muchos observadores ocurrió el 22 de mayo de 2013, cuando el presidente Bernanke planteó la posibilidad de reducir las compras de valores al Congreso, lo cual se traduce en un alza de la TPM en el corto-mediano plazo.

⁵ Flujos de capital de corto plazo, flujos de capital de largo plazo, inversión de portafolio e IED.

⁶ Estrategia de identificación ampliamente usada por la literatura (Combes et al., 2012; Goda et al., 2015; Ibarra, 2011; entre otros).



2008. En la misma línea, se trata de aportar con resultados preliminares sobre una posible consecuencia del exceso de entradas de capital NOIED entre 2009-2011. En particular, se aprovecha el hallazgo y exogeneidad del *tapering talk* propuesta por Aizenman (2014) para analizar si la salida de flujos de capital NOIED impulsada por las prácticas anticipatorias de los inversionistas extranjeros explica en parte la fuerte depreciación del cambio chileno en 2013. Finalmente, el trabajo extiende la evidencia encontrada por Elbadawi y Soto (1994) para el caso de Chile al ampliar la ventana de tiempo y con una metodología capaz de separar efectos en corto y largo plazo. Y complementa la metodología de Ibarra (2011) al considerar un evento particular (el *tapering talk* del 2013) en las estimaciones de corto plazo.

3. Los Datos y Hechos Estilizados

La base de datos comprende desde 1996.Q1 hasta 2019.Q3⁷ y es de frecuencia trimestral. La variable dependiente es el tipo de cambio real multilateral (TCM) y se obtiene desde el Banco Central de Chile (BCCh). Matemáticamente, el TCM es el promedio geométrico ponderado de todos los tipos de cambio reales bilaterales de Chile con sus socios comerciales (BCCh, 2000):

$$TCM_t = \prod_{i=1}^n \left(\frac{e_{i,t} p_{i,t}^{int}}{p_t^{nac}} \right)^{w_i} \quad \sum_{i=1}^n w_i = 1$$

El parámetro w_i es el porcentaje de participación en el comercio internacional que tiene el país “i” con Chile. La suma de todos los ponderadores debe ser 1. Entre los países que guardan mayor participación -mayor valor de w_i - están los EE.UU con un 25%-30%, la Zona Euro con 10-20% y Japón 6%-10%⁸. La expresión e_{it} es el tipo de cambio nominal bilateral entre Chile con el país “i”. Por último, p_t^{nac} y $p_{i,t}^{int}$ son el índice de precio nacional⁹ y el índice de precio externo del país “i”¹⁰, respectivamente. De esta manera, una apreciación (depreciación) del TCM en un país con tipo de cambio flotante se produce principalmente por la apreciación (depreciación) del tipo de cambio nominal, y en menor medida, por un aumento (disminución) del índice de precio nacional.

Los flujos de capital netos, expresados como porcentaje del PIB, son las variables explicativas relevantes del trabajo y se obtienen desde el BCCh. Los flujos de capital netos son la diferencia entre los pasivos y activos que mantiene Chile con el exterior. Por tanto, un flujo de capital positivo (negativo) implica que el país tiene más (menos) pasivos que activos con el exterior. La Tabla 1 nombra y define los

⁷ Se omite la observación 2019.Q4 por los efectos del tipo de cambio producido por la crisis social chilena en octubre del 2019.

⁸ En anexos se encuentran las participaciones del resto de los países a través de los años.

⁹ Índice de precios al consumidor de Chile (IPC) calculado por el Instituto Nacional de Estadísticas

¹⁰ Índice de precios del consumidor del país “i”



distintos flujos de capital según la clasificación del FMI¹¹ para representar los efectos heterogéneos que tienen los flujos de capital en el tipo de cambio. En general, la clasificación del FMI diferencia las NOIED de las IED en que las primeras son inversiones con una participación menor a dos años y están compuestas por bonos, acciones, operaciones de derivados financieros o préstamos bancarios. Así, las NOIED poseen menor costo hundido y menor horizonte temporal de inversión que las IED, lo cual son menos difícil de movilizar de un país a otro.

Además, la base de datos contiene la productividad relativa, los términos de intercambio y el gasto de gobierno, pues también explican el tipo de cambio chileno (Valdés y Delano, 1999; Calderón, 2003; Aguirre y Calderón, 2005; De Gregorio et al. 2011; Miranda, 2012; Caputto et al. 2013). La productividad relativa -teorema de Balassa-Samuelson¹²- puede ser aproximado mediante la división entre el PIB por trabajador de Chile con respecto al de los EE.UU¹³. El gasto de gobierno¹⁴ es el gasto devengado del gobierno central como porcentaje del PIB. Los términos de intercambios¹⁵ se obtienen a través de la división entre el índice de precios de exportación y el índice de precios de importación. Todos los datos se obtienen desde el BCCCh, salvo el número de trabajadores de EE.UU que se obtienen de la FRED¹⁶.

Tabla 1: Definiciones de los Flujos de Capital según la Clasificación del Fondo Monetario Internacional (FMI)

Flujo	Definición
Inversión Extranjera Directa (IED)	Toda inversión cuyo objetivo es obtener una participación duradera -más de 2 años- en el país no residente con un grado de participación considerable -sobre el 10% de la formación de capital-.
Inversión de Cartera (IC)	Toda transacción de activos y pasivos como inversión de portafolio, en esta categoría destaca los títulos de participación (acciones) y títulos de deuda (bonos).
Inversión de Derivados (ID)	Compensaciones de contratos de operaciones de derivados financieros al momento de su liquidación, y las primas pagadas al contratar opciones (abarca operaciones de moneda, tasas y productos básicos).
Otras Inversiones (OI)	Transacciones de créditos comerciales, préstamos, monedas y depósitos, asignaciones de derecho de giro y entre otros
No Inversión Extranjera Directa (NOIED)	Suma de IC, ID y OI. En otras palabras, son flujos de capitales que no son Inversión Extranjera Directa.

Fuente: Elaboración propia con definiciones del Fondo Monetario Internacional y Banco Central de Chile

¹¹ Criterios metodológicos establecidos en la sexta edición del Manual de Balanza de Pagos del FMI

¹² El teorema de Balassa-Samuelson sostiene que ante aumentos de productividad en el sector transable hay alzas de salarios reales, alzando el nivel de precio del sector no transables lo que se traduce en una apreciación del TCM

¹³ La elección de EE.UU. se debe a su mayor participación en el TCM

¹⁴ Los términos de intercambio representan una aproximación del nivel de ingreso del país, un shock positivo (fortalecimiento) de los términos de intercambio producen un efecto riqueza que presiona el consumo domestico en no transable aumentando su nivel de precio y, por consiguiente, una apreciación del TCM

¹⁵ El efecto de absorción pública, conocido como el efecto "Salter-Swan", plantea que el Gobierno tiende a concentrar su gasto en consumo de bienes en el sector no transable elevando el índice de precio local apreciando el TCM.

¹⁶ Federal Reserve Economic Data (FRED) de los EE.UU.



3.1 Estadística Descriptiva y Hechos estilizados

La Tabla 2 muestra la media y desviación estándar de las variables de la base de datos. Previo a 2008 las NOIED registraron, en promedio, salidas netas de 1,85% del PIB impulsadas principalmente por las inversiones de portafolio (IP) con un saldo negativo del 2,76% del PIB debido a las inversiones de las AFP entre 2004-2007, mientras que las IED tuvieron importantes entradas netas (3,55% del PIB, en promedio) producto del *boom* de los *commodities*. Si bien las NOIED tienen menor entrada neta que las IED en todo el período de estudio, poseen mayor variabilidad (mayor desviación estándar), siendo instrumentos financieros volátiles. Y desde 2008 en adelante las NOIED experimentaron un aumento neto del 2,28% del PIB en desmedro de las IED que disminuyeron en 1,27% del PIB. De este modo, la base de datos corrobora que Chile no estuvo exento de los efectos de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados iniciadas en 2008.

El TCM, en general, no presenta cambios significativos en términos de nivel, pero sí ha aumentado su variabilidad. A grandes rasgos, la relación entre el TCM y los flujos de capital puede ser resumida en dos fases. La primera fase (1996-2007) es caracterizada por la influencia que tuvieron las IED en el tipo de cambio. En efecto, durante la crisis asiática y rusa (1998-2003) se produjo una acentuada depreciación del tipo de cambio producto de una abrupta caída neta de las IED (Cowan et al., 2008). Luego entre 2003-2007 hubo una apreciación prolongada debido al *boom* de los *commodities*, donde las IED entraron sostenidamente hacia el sector minero, aprovechando los precios históricos del cobre (Katz et al., 2017).

La segunda fase (2008-2015) es un período donde las NOIED adquirieron mayor relevancia producto de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados. En concreto, entre 2009-2011 hubo una prolongada apreciación del TCM producto de una importante entrada de NOIED causada por el “*Quantitative Easing*” (QE), y luego en 2013 un episodio de abrupta depreciación del tipo de cambio que coincide con el *tapering talk* ocurrido en mayo del 2013.



Tabla 2: Media y Desviación Estándar de las variables del modelo

	Col (1)	Col (2)	Col (3)
	1996-2007	2008-2019	1996-2019
Tipo de Cambio Multilateral Real, TCM ¹	105,1 (4,59)	103,4 (7,59)	102,9 (6,79)
Inversión Extranjera Directa, IED ²	3,55 (2,94)	2,82 (2,44)	3,2 (2,61)
NOIED ^{2,3}	-1,85 (3,44)	0,43 (4,84)	-1,2 (5,90)
Inversión de Portafolio, IP ²	-2,76 (4,8)	-0,03 (5,05)	-1,5 (5,07)
Otras Inversiones, OI ²	-0,04 (3,97)	1,13 (4,33)	0,5 (3,70)
Instrumentos Derivados, ID ²	-0,06 (0,34)	-0,43 (0,55)	-0,2 (0,49)
Productividad Relativa, PRD ¹	86,7 (17,1)	111,9 (10,1)	98,2 (18,7)
Términos de Intercambio, TI ¹	118,6 (37,1)	169,2 (16,1)	142,9 (38,4)
Gasto de Gobierno, GG ²	16,4 (1,63)	18,5 (1,24)	17,39 (1,80)

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCh y la FRED

Notas: En paréntesis se reporta la desviación estándar. ¹TCM, PDR Y TI están expresados con base 1996.Q1=100. ² IED, NOIED, IP, OI, ID y GG están expresados como porcentaje del PIB. ³NOIED es la suma de IP, OI e ID

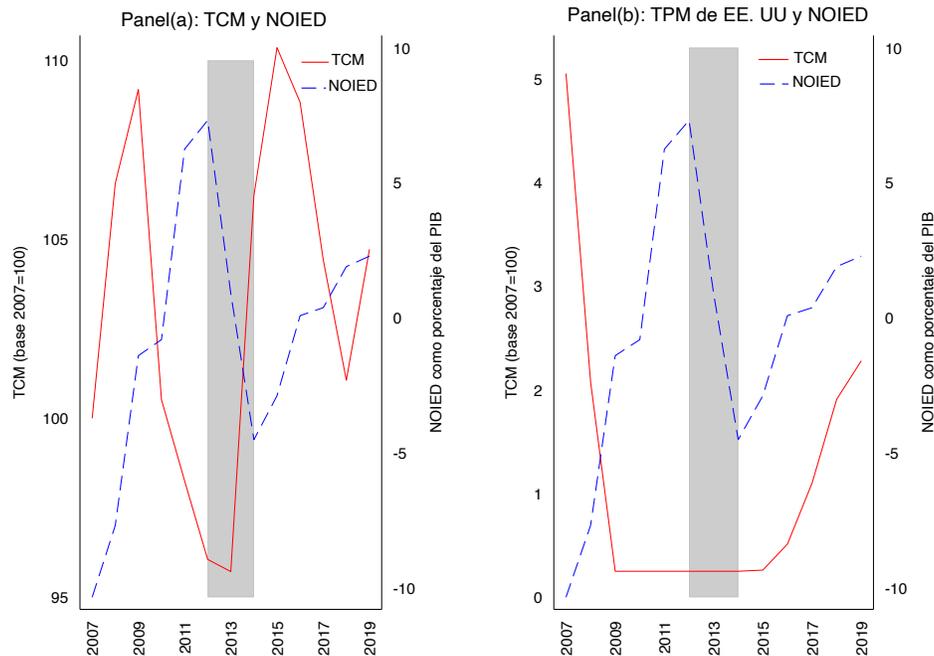
3.2 Un caso particular de las NOIED: El anuncio del *Tapering Talk*

El presente trabajo utiliza el hallazgo de Aizenman (2014), que encuentra en 2013 salidas de capital desde los EMEs a países desarrollados, para mostrar como la recepción de NOIED puede perjudicar el tipo de cambio del país receptor. En concreto, usando el *tapering talk* del 2013 como un *shock* exógeno a Chile, se intenta demostrar que la abrupta depreciación del tipo de cambio en 2013 fue en gran parte por las salidas de las NOIED debido a la actitud anticipatoria de los inversionistas, quienes previamente habían movilizado los NOIED desde los países desarrollados a las EMEs durante el QE e interpretaron la declaración de la FED como un aumento de la TPM norteamericana en el corto-mediano plazo.

La figura 1 representa el hecho estilizado en cuestión. Las figuras 2(a) y 2(b) muestran las evoluciones anuales entre 2007-2019 del TCM (base 2007=100), la TPM de la FED y NOIED, donde las áreas sombreadas en ambas figuras representan el *tapering talk* de la FED. Es claro ver que durante el *tapering talk* hubo una fuerte depreciación de casi 10% del TCM, junto con una caída neta considerable de las NOIED en más del 5% del PIB y la TPM cercana a cero.



Figura 1: Evolución anual de Tipo de Cambio Multilateral Real (TCM) y la Tasa de Política Monetaria (TPM) de EE. UU.



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile y la Reserva Federal de los Estados Unidos.

Nota: El índice del TCM es de 1996=100, subidas en el TCM son depreciaciones y caídas son apreciaciones

Existen varias razones para argumentar que el *tapering talk* es un efecto causal caracterizado por la actitud anticipatoria de los inversionistas extranjeros. Agosin y Huaita (2012) señalan que los eventos de salida masiva de flujos de capital neto son precedidos por entradas de netas excesivas, las cuales son sensibles a cualquier información financiera. En esa línea, previo al *tapering talk*, entre 2009-2012 Chile registró importantes entradas de NOIED impulsadas por la TPM norteamericana cercana a 0. Sin embargo, la salida de flujos de capital en 2013 ocurrió sin un aumento de la TPM. De esta forma, impulsado por el apetito de rentabilidad, el anuncio de la FED en mayo del año 2013 incentivó a los inversionistas extranjeros a retirar de manera anticipada sus flujos de capital sin un alza de la TPM, causando una disrupción financiera y con ello una abrupta depreciación del TCM. Es interesante analizar si en 2013 alguna de las NOIED puede explicar la depreciación del TCM en 2013 al controlar por las IED, términos de intercambio, productividad relativa y gasto de gobierno.



4. Metodología

4.1 Modelo Pesaran et al. (2001)

El análisis es de frecuencia trimestral que va desde 1996.Q1 hasta 2019.Q3. Para ver si hay una relación de largo plazo entre las NOIED y el tipo de cambio, y si la abrupta depreciación del tipo de cambio en 2013 puede ser explicada en parte por la salida masiva de NOIED, es necesario diferenciar los efectos de los flujos de capital en el tipo de cambio en corto y largo plazo. Siguiendo a Pesaran et al. (2001), la ecuación (1) es estimada por medio de un “Autoregressive Distributed Lags” (ARDL) con método de corrección de errores (ECM):

$$\begin{aligned} \Delta \log(\text{TCM}_t) = & \sum_{i=1}^{n1} \delta_{1,i} \Delta \log(\text{TCM}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{n2} \sum_{j=1}^4 \delta_{2,i}^{1,j} \Delta \text{FC}_{t-i}^j + \sum_{i=1}^{n2} \sum_{j=1}^4 \delta_{2,i}^{2,j} \Delta \text{FC}_{t-i}^j \cdot \text{FED}_t + \sum_{i=1}^{n3} \delta_{3,i} \Delta \text{GG}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{n4} \delta_{4,i} \Delta \log(\text{PDR}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{n5} \delta_{5,i} \Delta \log(\text{TI}_{t-i}) + \\ & \left[\rho_0 \log(\text{TCM}_{t-1}) + \sum_{j=1}^4 \varphi_{1j} \text{FC}_{t-1}^j + \varphi_2 \text{GG}_{t-1} + \varphi_3 \log(\text{TI}_{t-1}) + \varphi_4 \log(\text{PDR}_{t-1}) \right] + \varrho_t \quad (1) \end{aligned}$$

Donde TCM_t ¹⁷ es el tipo de cambio real multilateral expresado en logaritmo en el momento “t”. “ FC_{t-1}^j ” son las variables relevantes que representan los distintos “j” flujos de capital según la clasificación del FMI y están medidos como porcentaje del PIB. Es de esperar que los coeficientes normalizados de largo plazo ($\beta_{\text{IED}} = -\varphi_{1,\text{IED}}/(1-\rho_0)$; $\beta_{\text{IP}} = -\varphi_{1,\text{IP}}/(1-\rho_0)$; $\beta_{\text{OI}} = -\varphi_{1,\text{OI}}/(1-\rho_0)$; $\beta_{\text{ID}} = -\varphi_{1,\text{ID}}/(1-\rho_0)$) que se encuentran en el ECM y los coeficientes de corto plazo ($\delta_2^{1,\text{IED}}$; $\delta_2^{1,\text{IP}}$; $\delta_2^{1,\text{OI}}$; $\delta_2^{1,\text{ID}}$) asociados a los flujos de capital sean todos negativos, así una entrada (salida) neta de flujos de capital aprecia (deprecia) el tipo de cambio en el corto y largo plazo. La variable FED representa el *tapering talk* en mayo de 2013, por tanto, toma valor uno entre los períodos 2013.Q2-2013.Q4¹⁸, y cero en caso contrario. Es de esperar que solamente los coeficientes de corto plazo ($\delta_2^{2,\text{IED}}$; $\delta_2^{2,\text{IP}}$; $\delta_2^{2,\text{OI}}$; $\delta_2^{2,\text{ID}}$) sean negativos, ya que no es económicamente intuitivo plantear que el *tapering talk* tenga efectos de largo plazo en el tipo de cambio.

Las expresiones “GG”, “log(TI)” y “log(PDR)” son las variables de control. En concreto, “GG” es el gasto de gobierno medido como porcentaje del PIB. “log(TI)” es el logaritmo término de intercambio representado como la división entre el índice

¹⁷ Un aumento (disminución) del TCM refleja una depreciación (apreciación).

¹⁸ La explicación de la elección de esos trimestres está en la sección 5.1



de precios de exportación y de importación. Finalmente, “log(PDR)” es el logaritmo de la productividad relativa definida como la división entre el PIB por trabajador de Chile y el de EE.UU. Todos los coeficientes de corto y largo plazo que acompañan a “GG”, “PDR” y “TI” deben ser negativos, cumpliendo con los teoremas de Salter-Swan, Balassa-Samuelson y efecto riqueza, respectivamente.

El proceso de estimación se compone en dos etapas. La primera es encontrar el número de rezagos de las variables diferenciadas según los criterios AIC y BIC¹⁹, y las pruebas de hipótesis de diagnóstico que entreguen evidencia que los errores predichos no estén autocorrelacionados. En efecto, se debe realizar las pruebas de hipótesis para corroborar que los errores predichos estén distribuidos normalmente (Jarque-Bera), no guarden autocorrelación entre ellos (Breush-Godfrey), sean de varianza incondicional constante (ARCH), no exista problemas de especificación (RESET) y que los parámetros estimados muestren estabilidad dentro del período de estudio (CUSUM)²⁰. Una vez encontrado el número de rezagos óptimo, la segunda etapa explora la existencia de cointegración. El segundo bloque reporta los estadísticos de las pruebas de hipótesis de diagnóstico necesarias

La metodología de Pesaran et al. (2001) establece dos requisitos para señalar cointegración. El primero es una prueba de hipótesis “t” para señalar que el coeficiente de velocidad de ajuste ($1 - \rho_0$) sea estrictamente negativo y distinto de cero, indicando que el tipo de cambio vuelve a su estado de largo plazo independiente de cualquier *shock*. El segundo es una prueba de hipótesis “F”, donde la hipótesis nula es que los distintos “i” coeficientes del ECM (φ_i) sean igual a 0. Los autores entregan los valores críticos asintóticos para rechazar ambas pruebas de hipótesis. La cointegración es aceptada cuando el valor de los estadísticos de las pruebas de hipótesis “t” y “F” están sobre sus valores críticos, pues así hay evidencia estadísticamente significativa para señalar que el TCM vuelve a su estado de largo plazo después de cualquier shock exógeno y hay una relación de largo plazo entre los flujos de capital, términos de intercambio, productividad relativa y gasto de gobierno con el TCM.

¹⁹ El criterio de información bayesiano (BIC) es un criterio para seleccionar modelo entre un conjunto finito de modelos. Se basa, en parte, de la función de probabilidad y está relacionado con el criterio de información de Akaike (AIC). En general, mientras menor sean los valores de AIC y BIC el modelo se ajusta mejor a los datos.

²⁰ Las descripciones de las pruebas de hipótesis se encuentran en las notas de la Tabla 4



4.2 Fortalezas y debilidades del modelo

Entre las fortalezas del modelo destaca, primero, la posibilidad de establecer efectos de corto y largo plazo, lo cual permite ver si las NOIED han influido en el tipo de cambio de largo plazo y, también, si el *tapering talk* puede explicar la depreciación del tipo de cambio en 2013 mediante los coeficientes de corto plazo. Segundo, el modelo permite establecer cointegración entre variables de distinto orden de integración (hasta $I(1)$), proceso que no puede ser hecho bajo los métodos de Engle-Granger o Johansen. Tercero, la estimación permite controlar la persistencia que tiene el tipo de cambio en el tiempo y eliminar los factores no observables constantes en el tiempo mediante la diferenciación en primeras diferencias.

Sin embargo, la metodología no está exenta de debilidades. En primer lugar, las preferencias de los dueños de capital extranjero, la calidad de las instituciones o los efectos *spillover* de las crisis internas de países vecinos son posibles problemas de sesgo de variables omitidas, ya que son factores no observables que no son constantes en el tiempo y afectan tanto los flujos de capitales²¹ como el tipo de cambio. En segundo lugar, hay restricciones de datos, pues el TCM y los flujos de capitales toman en consideración todos los países con los cuales Chile mantiene una relación comercial, por tanto, los resultados del trabajo no permiten obtener conclusiones con países en particular. Tercer lugar, el modelo tampoco es capaz de diferenciar el canal directo por el cual los distintos flujos de capitales impactan al TCM, es decir, si los flujos de capital afectan al TCM mediante el tipo de cambio nominal o la presión de los precios en el sector no transable, aunque es más factible que sea por el mercado cambiario dado el régimen cambiario chileno.

²¹ Si bien hay variables como los índices de institucionalidad entregados por el Banco Mundial, éstos son de carácter anual y la estrategia de Pesaran et al. (2001) no podrá capturar.



5. Resultados y Discusiones

5.1 Orden de Integración y quiebres estructurales de las series

Previo a las estimaciones presentadas en la sección 5.2, las series fueron desestacionalizadas a través del método ARIMA X-13. La Tabla 3 muestra que el TCM y los flujos de capital cumplen con el requisito de orden de integración y presentan un quiebre estructural alrededor del *tapering talk*. La columna (1) reporta los estadísticos de la prueba de hipótesis de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), mostrando que el TCM es una serie de orden de integración uno (I(1)) y todos los flujos de capital son I(0). La columna (2) reporta los estadísticos de la prueba de hipótesis de Chow, evidenciando que durante el *tapering talk* (2013.Q2-2013.Q4) el TCM, NOIED y OI poseen un quiebre estructural, lo cual es evidencia que apoya al efecto causal de las salidas de NOIED en la depreciación del tipo de cambio en 2013.

Tabla 3: Estadísticos de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y de Chow

	ADF ¹	Chow ²
TCM	-2.2 [.19]	-
Δ^1 TCM	-2.8 [.04]	3.3 [.06]
IED	-9.3 [.00]	1.3 [.25]
IP	-7.1 [.00]	2.2 [.16]
ID	-8.4 [.00]	1.1 [.67]
OI	-7.4 [.00]	4.1 [.00]
NOIED	-8.5 [.00]	3.2 [.08]

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

Nota: 1. La prueba de hipótesis Dickey-Fuller Aumentado (ADF) plantea como hipótesis nula que la serie no es estacionaria.

2. La prueba de hipótesis de Chow plantea como hipótesis nula que no hay quiebre estructural en nivel entre los períodos 2013.Q2-2013.Q4. El estadístico proviene de una distribución F con 3 y 96 grados de libertad.

3. Los números en paréntesis cuadrados son los errores tipo I.

5.2 Resultados del modelo ARDL

La Tabla 4 está compuesta por cuatro bloques. El primer bloque reporta el coeficiente de velocidad de ajuste ($1 - \rho_0$), las estimaciones normalizadas de largo plazo ($\beta_i = -\varphi_i / (1 - \rho_0)$) y de corto plazo (δ_i) de los flujos de capital y las estimaciones de largo plazo de las variables de control (en paréntesis se encuentran los *p-value*²²). El segundo bloque reporta los estadísticos de las pruebas de hipótesis de diagnóstico, las cuales son las pruebas de Jarque-Bera, Breush-Godfrey, ARCH, RESET y CUSUM²³. El tercer bloque entrega los estadísticos de las pruebas “t” y “F” para establecer cointegración. Por último, el cuarto bloque presenta los

²² Error tipo I que implica la probabilidad de plantear que el coeficiente es cero cuando en realidad es distinto de cero.

²³ Las descripciones de las pruebas de hipótesis se encuentran en las notas de la Tabla 4



estadísticos de Wald para ver si hay diferencias de tamaño en los coeficientes estimados de largo plazo (β_i) asociados a los flujos de capital para señalar presencia de efectos heterogéneos de los flujos de capital en el TCM.

La Tabla 4 muestra que, en general, los flujos de capital NOIED, IP, OI e IED aprecian el tipo de cambio en el corto y largo plazo. La columna (1) considera los flujos de capital como un agregado, obteniendo los signos esperados en todas las variables, pero sin cumplir con las pruebas de cointegración. En la columna (2) los flujos de capital netos se separan en IED y NOIED, mostrando los signos esperados en todas las variables. Si bien la desagregación en IED y NOIED cumple con los requisitos de cointegración, presenta problemas de estabilidad en los parámetros (CUSUM). Finalmente, la columna (3) desagrega los flujos de capital según la clasificación del FMI. Los resultados son los esperados en todas las variables, y cumple con todas las pruebas de hipótesis de diagnóstico y de cointegración. Por otra parte, mediante la prueba de hipótesis de Wald, se evidencia que la entrada neta de IED aprecia más el TCM de largo plazo que los IP y OI.

De este modo, las estimaciones muestran evidencia plausible para señalar que las NOIED, en partículas IP y OI, aprecian el tipo de cambio en el corto y largo plazo. También, bajo la prueba de hipótesis de Wald, se encuentra que las entradas netas de las IED aprecian más el TCM que las NOIED, aportando con evidencia del efecto heterogéneo que tienen los flujos de capital en el tipo de cambio. Y, en términos empíricos, la clasificación del FMI permite cointegrar los flujos de capital, los términos de intercambio, gasto de gobierno y productividad relativa con el TCM.



Tabla 4: Coeficientes y Pruebas de Hipótesis de la ecuación (1)

	Columna (1) 1996-2019	Columna (2) 1996-2019	Columna (3) 1996-2019
Velocidad de Ajuste ($1 - \rho_0$)	-0,23	-0,33	-0,42
	LP ^{9a} (β_i)	LP ^{9a} (β_i)	LP ^{9a} (β_i)
	CP ^{9b} (δ_i)	CP ^{9b} (δ_i)	CP ^{9b} (δ_i)
Flujos de Capital, FC	-0,92 (0,10)*		
ΔFC_{-1}		-1,29 (0,08)*	
ΔFC_{-2}		0,22 (0,72)	
ΔFC_{-3}		-0,45 (0,52)	
ΔFC_{-4}		-0,67 (0,31)	
Inv. Ext. Directa, IED		-2,32 (0,08)*	-1,94 (0,02)**
ΔIED_{-1}		-2,12 (0,03)**	-1,99 (0,07)*
ΔIED_{-2}		-1,22 (0,28)	-1,04 (0,35)
ΔIED_{-3}		-2,22 (0,02)**	-2,91 (0,01)***
ΔIED_{-4}		1,03 (0,37)	1,29 (0,25)
NOIED: (CF-IED)		-0,93 (0,10)*	
$\Delta NOIED_{-1}$		-1,22 (0,12)	
$\Delta NOIED_{-2}$		-1,03 (0,13)	
Inversión Portafolio, IP			-0,78 (0,13)
ΔIP_{-1}			0,61 (0,22)
ΔIP_{-2}			-0,82 (0,06)*
Otras Inversiones, OI			-1,37 (0,09)*
ΔOI_{-1}			-1,31 (0,10)*
ΔOI_{-2}			-0,92 (0,19)
Prod. Relativa, PDR	-0,38 (0,10)*	-0,42 (0,08)*	-0,56 (0,03)***
T. de Intercambio, TI	-0,94 (0,00)***	-0,81 (0,02)***	-0,82 (0,02)***
Gasto de Gobierno	-1,55 (0,23)	-1,48 (0,15)	-1,35 (0,13)
<i>Segundo Bloque: Pruebas de Diagnóstico²</i>			
R Ajustado	0,31	0,35	0,43
Jarque-Bera	1,43 [0,43]	1,33 [0,44]	1,12 [0,66]
Breusch-Godfrey(LM)	1,32 [0,46]	0,23 [0,55]	0,43 [0,92]
ARCH	1,03 [0,44]	0,13 [0,33]	0,53 [0,65]
RESET	6,33 [0,02]	3,33 [0,31]	0,73 [0,32]
CUSUM	NO	NO	SI
<i>Tercer Bloque: Pruebas de Cointegración³</i>			
Prueba "t"	-2,95*	-3,01**	-3,55**
Prueba "F"	3,33	4,34 *	5,56**
<i>Cuarto Bloque: Prueba de Hipótesis de Wald⁴</i>			
Wald ($H_0: \beta_{IED} = \beta_{IP}$) ^{5a}	-	-	4,56 [0,03]**
Wald ($H_0: \beta_{IED} = \beta_{OI}$) ^{5b}	-	-	3,98 [0,09]*

Fuente: Elaboración propia

Notas: *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.

El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todas las variables salvo IED que son cuatro.

(1) El número de rezago de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.

(2) **Pruebas de Diagnóstico:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis para señalar que los residuos estimados están normalmente distribuidos (Jarque-Bera), no tengan presencia de correlación serial (Breusch-Godfrey), no haya heterocedasticidad (ARCH), no exista error de especificación (RAMSEY) y el modelo sea estable en sus parámetros (CUSUM). En paréntesis se encuentran los pvalue. En CUSUM, "SI" implica que el modelo tiene estabilidad, "NO" en caso contrario.

(3) **Prueba de Cointegración:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis "t" y "F" de Pesaran et al. (2001). En paréntesis se encuentran los p-value.

(4) **Prueba de Wald:** La hipótesis nula es la igualdad de los coeficientes estimados. Se reporta el estadístico F con p-value en paréntesis.

(5) Hipótesis nula donde el estimador de largo plazo que acompaña a IED es igual a IP (5a) – igual a OI (5b).

(6) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)

(7) Los coeficientes que acompañan a ID no se reportan dado que no son interesantes, en anexos se encuentran sus estimaciones.

(8) Los rezagos de TCM, PDR, TI y GG se encuentran en la sección de anexos.

(9a) Efecto de Largo Plazo – (9b) Efecto de Corto Plazo



Los resultados anteriores respaldan la evidencia que las IED aprecian el tipo de cambio. Sin embargo, lo novedoso del presente trabajo es que estima el modelo tomando en cuenta el período de las políticas monetarias no convencionales, encontrando que las NOIED también aprecian el TCM en el largo plazo. Es válido plantear que las estimaciones de las NOIED puedan estar subvaloradas al considerar crisis asiática y “boom de los *commodities*” dado que en ese período las IED tuvieron alta influencia en el tipo de cambio chileno.

Tabla 5: Estimaciones entre 1996-2007 y 2008-2019

	Columna (1) 1996-2007	Columna (2) 2008-2019
Velocidad de Ajuste ($1 - \rho_0$)	-0,39	-0,33
	LP ^{9a} (β_i)	CP ^{9b} (δ_i)
Inv. Ext. Directa, IED	-2,54 (0,02)**	-1,92 (0,09)**
Δ IED ₋₁	-2,31 (0,02)**	-1,99 (0,07)*
Δ IED ₋₂	-1,21 (0,29)	-1,04 (0,35)*
Δ IED ₋₃	-3,42 (0,00)***	-2,91 (0,01)***
Δ IED ₋₄	1,09 (0,39)	1,31 (0,24)
Inversión Portafolio, IP	-0,56 (0,16)	-0,98 (0,10)**
Δ IP ₋₁	0,41 (0,31)	0,52 (0,29)
Δ IP ₋₂	-0,73 (0,11)	-0,94 (0,04)*
Otras Inversiones, OI	-0,87 (0,10)*	-1,57 (0,05)**
Δ OI ₋₁	-1,08 (0,08)*	-1,74 (0,02)**
Δ OI ₋₂	-0,83 (0,25)	0,12 (0,76)
Prod. Relativa, PDR	-0,88 (0,02)**	-0,62 (0,10)*
T. de Intercambio, TI	-1,04 (0,00)***	-0,85 (0,05)**
Gasto de Gobierno	-1,51 (0,13)	-1,23 (0,19)
<i>Segundo Bloque: Pruebas de Diagnóstico²</i>		
R Ajustado	0,41	0,46
Jarque-Bera	1,63 [0,43]	1,10 [0,66]
Breusch-Godfrey(LM)	2,32 [0,46]	1,43 [0,92]
ARCH	1,03 [0,44]	0,53 [0,65]
RESET	6,33 [0,02]	0,73 [0,32]
CUSUM	SI	SI
<i>Tercer Bloque: Pruebas de Cointegración³</i>		
Prueba “t”	-3,41**	-3,53**
Prueba “F”	4,51**	5,91**

Fuente: Elaboración propia

Notas: *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.

El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todos las variables salvo IED

(1) Los rezagos de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.

(2) **Pruebas de Diagnóstico:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis para señalar que los residuos estimados están normalmente distribuidos (Jarque-Bera), no tengan presencia de correlación serial (Breusch-Godfrey), no haya heterocedasticidad (ARCH), no exista error de especificación (RAMSEY) y el modelo sea estable en sus parámetros (CUSUM). En paréntesis se encuentran los p-value. En CUSUM, “SI” implica que el modelo tiene estabilidad, “NO” en caso contrario.

(3) **Prueba de Cointegración:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis “t” y “F” de Pesaran et al. (2001). En paréntesis se encuentran los p-value.

(6) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)

(7) Los coeficientes que acompañan a ID no se reportan dado que no son interesantes, en anexos se encuentran sus estimaciones.

(8) Los rezagos de TCM, PDR, TI y GG se encuentran en la sección de anexos.

(9a) Efecto de Largo Plazo – (9b) Efecto de Corto Plazo



Las estimaciones de la Tabla 5 muestran la sensibilidad de los coeficientes que asociados a las IP y OI en el tiempo. En efecto, al estimar el modelo entre los años 1996-2007 (columna (1)), es decir, en el período de la crisis asiática y “boom de *commodities*”, los coeficientes de largo plazo que acompañan a los IP y OI son bajos con respecto a las IED. Sin embargo, desde 2008 a 2019 (columna (2)), aquellas estimaciones aumentaron considerablemente, al mismo tiempo que en las IED disminuyeron. Así, el período de estudio puede ser relevante a la hora de analizar los efectos heterogéneos de los flujos de capital en el tipo de cambio, pues factores como la crisis asiática, el *boom* de los *commodities* y las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados pueden alterar la composición de la cuenta financiera del país receptor, y con eso obtener nuevas relaciones entre los distintos flujos de capital y el tipo de cambio.

La Tabla 6 muestra que la abrupta depreciación del TCM en 2013 es explicada en gran parte por las NOIED durante el *tapering talk*. La columna (1) muestra que los coeficientes de corto y largo plazo asociados a la interacción entre el agregado de los flujos de capital y la variable FED no son distintos de cero. En la columna (2) hay evidencia de coeficientes negativos de corto plazo solamente para la interacción de NOIED con FED. En la misma línea, la columna (3) reporta que la interacción de los coeficientes asociados a la interacción entre OI con FED son negativos y de tamaño considerable, mientras que las IED no reportan efectos significativos. De este modo, se encuentra evidencia plausible para sostener que las prácticas anticipatorias de los inversionistas extranjeros producto del *tapering talk* en 2013 pueden explicar en parte la fuerte depreciación del TCM en ese mismo año, y deja al descubierto que el tipo de cambio chileno puede ser vulnerable ante *shocks* exógenos mediante el previo ingreso masivo de flujos de capital NOIED.



Tabla 6: Estimaciones considerando el tapering talk

	Columna (1) 1996-2019	Columna (2) 1996-2019	Columna (3) 1996-2019
Velocidad Ajuste ($1 - \rho_0$)	-0,23	-0,33	-0,42
	LP ^{8a} (β_i)	LP ^{8a} (β_i)	LP ^{8a} (β_i)
	CP ^{8b} (δ_i)	CP ^{8b} (δ_i)	CP ^{8b} (δ_i)
FC	-1,61 (0,10)*		
FC · FED	-0,04 (0,43)		
$\Delta FC \cdot FED_{-1}$		0,14 (0,22)	
$\Delta FC \cdot FED_{-2}$		-0,45 (0,12)	
IED		-2,33 (0,08)*	-2,31 (0,07)*
IED · FED		-0,15 (0,38)	-0,14 (0,39)
$\Delta IED \cdot FED_{-1}$			0,72 (0,32)
$\Delta IED \cdot FED_{-2}$		1,22 (0,21)	-1,02 (0,15)
$\Delta IED \cdot FED_{-2}$		-1,04 (0,17)	
NOIED		-0,88 (0,11)	
NOIED · FED		-0,23 (0,29)	
$\Delta NOIED \cdot FED_{-1}$			-1,33 (0,12)
$\Delta NOIED \cdot FED_{-2}$		-0,88 (0,20)	
IP			-0,78 (0,14)
IP · FED			0,18 (0,27)
$\Delta IP \cdot FED_{-1}$			-1,18 (0,13)
$\Delta IP \cdot FED_{-2}$			0,29 (0,21)
OI			-1,39 (0,06)*
OI · FED			-0,32 (0,21)
$\Delta OI \cdot FED_{-1}$			-2,98 (0,02)**
$\Delta OI \cdot FED_{-2}$			-1,81 (0,09)*
Prod. Relativa, PDR	-0,58 (0,03)**	-0,66 (0,02)**	-0,71 (0,02)**
T. de Intercambio, TI	-0,91 (0,01)***	-0,79 (0,03)**	-0,77 (0,03)***
Gasto de Gobierno, GG	-1,32 (0,23)	-1,48 (0,34)	-1,42 (0,33)
Segundo Bloque: Pruebas de Diagnóstico²			
R Ajustado	0,41	0,44	0,46
Jarque-Bera	1,23 [0,43]	1,23 [0,44]	1,03 [0,56]
Breusch-Godfrey(LM)	1,32 [0,43]	1,22 [0,55]	1,41 [0,92]
ARCH	1,03 [0,44]	1,19 [0,33]	1,55 [0,65]
RESET	3,33 [0,32]	3,32 [0,31]	3,37 [0,30]
CUSUM	NO	NO	SI
Tercer Bloque: Pruebas de Cointegración³			
Prueba "t"	-2,91*	-3,32**	-4,02**
Prueba "F"	-3,03	4,32*	5,88**

Fuente: Elaboración propia

- Notas:** *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.
El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todos las variables salvo IED. Las estimaciones no consideran a ID dado que todos sus coeficientes fueron no estadísticamente significativos.
FED es una variable binaria que toma valor uno entre 2013.Q2-2013.Q4.
(1) Los rezagos de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.
(2) **Pruebas de Diagnóstico:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis para señalar que los residuos estimados están normalmente distribuidos (Jarque-Bera), no tengan presencia de correlación serial (Breusch-Godfrey), no haya heterocedasticidad (ARCH), no exista error de especificación (RAMSEY) y el modelo sea estable en sus parámetros (CUSUM). En paréntesis se encuentran los p-value. En CUSUM, "SI" implica que el modelo tiene estabilidad, "NO" en caso contrario.
(3) **Prueba de Cointegración:** se reportan los estadísticos de las pruebas de hipótesis "t" y "F" de Pesaran et al. (2001). En paréntesis se encuentran los p-value.
(6) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)
(7) Los rezagos de TCM, PDR, TI y GG se encuentran en la sección de anexos.
(8a) Efecto de Largo Plazo – (8b) Efecto de Corto Plazo



5.3 Discusión

Chile ha ido desarrollando un cambio constante en la composición de su cuenta financiera debido a factores internacionales, que influyen en el tipo de cambio. En general, existen efectos heterogéneos de largo plazo de los flujos de capital en el tipo de cambio. Las IED muestran que su relación con el TCM se ha mantenido constante a través del tiempo. Sin embargo, los resultados arrojan que las NOIED también aprecian el TCM y sus estimaciones alcanzan mayores valores desde 2008 en adelante. El inicio de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados pueden explicar lo anterior, mostrando la sensibilidad que tienen los coeficientes asociados a las NOIED con la ventana de tiempo.

Por otra parte, aprovechando la fortaleza del modelo de Pesaran et al. (2001) en dividir los efectos en corto y largo plazo, se encuentra que las OI pueden explicar en parte la depreciación del tipo de cambio en 2013 mediante el *shock* externo del *tapering talk* en mayo del mismo año. Así, el previo ingreso de flujos NOIED producto de las políticas monetarias no convencionales de los EE.UU entre 2008-2011 pudo desarrollar una vulnerabilidad financiera en la economía chilena con el exterior. Las NOIED están determinadas por actitudes anticipatorias de los inversionistas extranjeros, por tanto, eventos *a priori* inocuos para Chile pueden ocasionar disrupciones financieras que desencadenen fuertes movimientos en el tipo de cambio, lo cual es perjudicial para la competitividad externa.

Si bien los resultados son acordes a lo planteado por la literatura, las estimaciones no están exentas de endogeneidad y limitaciones con los datos. En ese sentido, el TCM y las NOIED pueden tener problemas de doble simultaneidad, ya que las entradas netas de NOIED aprecian el TCM, pero una depreciación del TCM puede atraer NOIED extranjera (Ramírez, 2002). En la medida que el enfoque de ARDL no controle perfectamente por esta endogeneidad, el valor absoluto de los coeficientes que asociados a las NOIED estarían sesgados a la baja. También, el factor regional-institucional y la alta persistencia del TCM a través del tiempo pueden presentar problemas de sesgo de variable omitida. Sin embargo, el modelo ARDL con método de corrección de errores puede eliminar aquellos no observables que son constantes en el tiempo y controlar por efectos persistentes en el tiempo mediante los números de rezagos propuestos en los criterios AIC y BIC. Por último, dado que el TCM y los flujos de capitales son mediciones que involucran a todos los socios comerciales de Chile, los resultados no pueden ser interpretados para al algún país en particular.

A pesar de lo anterior, los resultados si pueden dar cuenta del efecto de corto y largo plazo de las NOIED en el tipo de cambio, lo cual hace necesario pensar en políticas económicas que resguarden el tipo de cambio. Los controles de capital, por ejemplo, desincentivan el ingreso masivo de capitales NOIED, y Chile tiene



experiencia en ello, incluso, es catalogado como un país exitoso en implementar este tipo de políticas en los años noventa y comienzos de la década del 2000 (Edwards, 1999; Edwards y Rigobon, 2009). Asimismo, también puede ser clave la profundización del mercado financiero, pues existe evidencia que los instrumentos derivados pueden paliar los efectos nocivos de los flujos de capital de corto plazo (Saborowski (2010)).

Por último, es importante seguir estudiando las políticas no convencionales de la FED con datos más exactos que muestren relaciones en particular, como la relación bilateral de Chile con EE.UU, Japón, Zona Euro, entre otros. También, sería relevante analizar si la depreciación del año 2013 es visto como un empuje a la diversificación de exportaciones debido a que aumenta la rentabilidad del sector transable, o bien, desincentiva más aún las exportaciones por el aumento de la variabilidad del tipo de cambio.

6. Conclusión

A partir de la gran crisis del 2008, Chile ha visto un cambio en la composición de su cuenta financiera producto de las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados. En concreto, entre 2009-2011 producto del *Quantitative Easing* (QE) el país recibió entradas de NOIED, que son inversiones volátiles influidas por *shocks* transitorios de información, lo cual presenta nuevos desafíos en términos de políticas económicas, ya que son flujos de capital que pueden ocasionar disrupciones en el mercado financiero, aumentando la volatilidad del tipo de cambio.

El análisis llevado a cabo sugiere que la relación de los flujos de capital NOIED tienen incidencia sobre el tipo de cambio, pero tal relación no es constante a través del tiempo. Factores exógenos al país, como las políticas monetarias no convencionales de los países desarrollados, pueden generar una recepción excesiva de capitales extranjeros, lo cual puede alterar la relación de las NOIED con el tipo de cambio. En esa línea, existe consenso que la TPM de los EE.UU es un determinante importante en el tipo de cambio de las EMEs. Sin embargo, el trabajo ha mostrado que las expectativas que se tiene sobre el TPM de los EE.UU también es un factor relevante, pues insinuaciones de las autoridades norteamericanas pueden influir en la actitud anticipatoria de los inversionistas extranjeros, generando movilizaciones de capital en grandes cantidades desde las EMEs a los países desarrollados. Es importante tomar en cuenta las consecuencias que pueden acarrear las NOIED, ya que ha quedado al descubierto que pueden desarrollar fuertes movimientos en el tipo de cambio, siendo perjudicial para las EMEs dado que desincentiva la diversificación de exportación, y con ello restringir el crecimiento económico.



Bibliografía

- [1] Agosin, M. R. (2009). Crecimiento y diversificación de las exportaciones en economías emergentes. *Revista Cepal*.
- [2] Agosin, M. R., & Huaita, F. (2012). Overreaction in capital flows to emerging markets: Booms and sudden stops. *Journal of International Money and Finance*, 31(5), 1140-1155.
- [3] Aguirre, A., & Calderón, C. (2005). Real exchange rate misalignments and economic performance. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, (315), 1-49.
- [4] Ahmed, S., & Zlate, A. (2014). Capital flows to emerging market economies: A brave new world?. *Journal of International Money and Finance*, 48, 221-248.
- [5] Athukorala, P. C., & Rajapatirana, S (2003). Capital inflows and the real exchange rate: A comparative study of Asia and Latin America. *The World Economy*, 26(4), 613-637.
- [6] Aron, J., Macdonald, R., & Muellbauer, J. (2014). Exchange rate pass-through in developing and emerging markets: A survey of conceptual, methodological and policy issues, and selected empirical findings. *Journal of Development Studies*, 50(1), 101-143.
- [7] Aizenman, J., Binici, M., & Hutchison, M. M. (2014). *The transmission of Federal Reserve tapering news to emerging financial markets* (No. w19980). National Bureau of Economic Research.
- [8] Bakardzhieva, D., Ben Naceur, S., & Kamar, B. (2010). The impact of capital and foreign exchange flows on the competitiveness of developing countries.
- [9] Bowman, D., Londono, J. M., & Sapriza, H. (2015). US unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, 55, 27-59.
- [10] Byrne, J. P., & Fiess, N. (2011). International capital flows to emerging and developing countries: National and global determinants.
- [11] Calderon, C. (2004). Trade openness and real exchange rate volatility: panel data evidence. *Documentos de Trabajo (Banco Central de Chile)*, (294), 1.
- [12] Caputo, R., & Fuentes, M. (2013). *Government spending and the real exchange rate: A cross-country perspective*. Banco Central de Chile.
- [13] Combes, J. L., Kinda, T., & Plane, P. (2012). Capital flows, exchange rate flexibility, and the real exchange rate. *Journal of Macroeconomics*, 34(4), 1034-1043.
- [14] Cowan, K., De Gregorio, J., & Neilson, M. (2008). Financial diversification, sudden stops, and sudden starts. *Series on Central Banking, Analysis, and Economic Policies*, no. 12.
- [15] De Gregorio, J., & Labbé, F. (2011). Copper, the real exchange rate and macroeconomic fluctuations in Chile. *Beyond the Curse: Policies to Harness the Power of Natural Resources*, 203-33.
- [16] Edwards, S. (1999). How effective are capital controls?. *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), 65-84.
- [17] Edwards, S., & Rigobon, R. (2009). Capital controls on inflows, exchange rate volatility and external vulnerability. *Journal of International Economics*, 78(2), 256-267.
- [18] Eichengreen, B., & Gupta, P. (2015). Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets. *Emerging Markets Review*, 25, 1-15.



- [19] Elbadawi, I. A., & Soto, R. (1997). *Capital flows and long-term equilibrium real exchange rates in Chile* (No. 1306). The World Bank.
- [20] Forbes, K. J., & Warnock, F. E. (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of international economics*, 88(2), 235-251.
- [21] Fratzscher, M., Lo Duca, M., & Straub, R. (2012). A global monetary tsunami? On the spillovers of US Quantitative Easing. *On the Spillovers of US Quantitative Easing (October 19, 2012)*.
- [22] Ghosh, S., & Ghosh, S. (2012). Teaching dynamic aggregate supply-aggregate demand model in an intermediate macroeconomics class using interactive spreadsheets. In *AEA/ASSA Conference, Chicago, January, 2012*.
- [23] Goda, T., & García, A. T. (2015). Flujos de capital, recursos naturales y enfermedad holandesa: el caso colombiano. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(78), 197-206.
- [24] Guzman, M., Ocampo, J. A., & Stiglitz, J. E. (2018). Real exchange rate policies for economic development. *World Development*, 110, 51-62
- [25] Ibarra, C. A. (2011). Capital flows and real exchange rate appreciation in Mexico. *World Development*, 39(12), 2080-2090.
- [26] Katz, J., & Bernat, G. (2017). Macroeconomic adjustment and structural change: the experience of Argentina, Brazil and Chile in 2000-2010. *Institutions and Economies*, 37-58.
- [27] Kose, M. A., Prasad, E., Rogoff, K., & Wei, S. J. (2010). Financial globalization and economic policies. In *Handbook of development economics* (Vol. 5, pp. 4283-4359). Elsevier.
- [28] Lim, J. J., & Mohapatra, S. (2016). Quantitative easing and the post-crisis surge in financial flows to developing countries. *Journal of International Money and Finance*, 68, 331-357.
- [29] Moore, J., Nam, S., Suh, M., & Tepper, A. (2013). *Estimating the impacts of US LSAP's on emerging market economies' local currency bond markets* (No. 595). Staff Report.
- [30] Miranda, J. (2012). *Tipo de Cambio Real en Chile: Dinámica, Tendencia y Equilibrio [Real Exchange Rate in Chile: Dynamics, Trend and Equilibrium]* (No. 43076). University Library of Munich, Germany.
- [31] Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2), 365-412.
- [32] Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- [33] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- [34] Ramirez, M. D. (2002). Foreign direct investment in Mexico during the 1990s: An empirical assessment. *Eastern Economic Journal*, 28(3), 409-423.
- [35] Saborowski, C. (2011). Can financial development cure the Dutch disease? *International Journal of Finance & Economics*, 16(3), 218-236.
- [36] Valdés, R., & Délano, V. (1999). Productividad y tipo de cambio real de largo plazo.



Anexos

I. Tablas

Tabla A.1: Ponderadores de participación de Tipo de Cambio Multilateral (TCM).

Año	EEUU	Euro	Japón	Brasil	Argentina	Reino Unido	Perú	Canadá	C. del Sur
1996	32,7	18,4	15,4	10,9	8,4	4,1	2,9	2,3	5,0
1997	34,7	18,8	13,2	9,7	9,5	4,0	2,4	2,8	4,9
1998	28,8	15,8	11,2	8,2	8,5	3,4	1,8	2,4	4,0
1999	28,3	17,1	10,7	7,6	9,6	3,5	2,0	2,8	3,1
2000	29,1	14,3	10,7	7,2	10,7	3,7	2,5	2,7	3,1
2001	26,4	12,5	9,4	8,1	9,7	3,2	2,8	2,8	3,2
2002	25,3	14,2	8,5	8,8	8,1	3,3	3,0	2,5	3,2
2003	25,7	14,4	8,4	9,1	7,4	3,5	2,8	2,2	2,8
2004	26,6	13,8	8,2	9,5	7,9	3,3	2,8	2,1	3,2
2005	23,8	12,0	8,8	9,9	7,7	2,9	3,3	1,8	3,6
2006	21,7	11,9	8,9	10,5	7,6	1,9	4,3	2,0	4,3
2007	21,7	11,6	7,4	9,3	8,8	1,9	4,7	2,2	4,3
2008	21,6	12,3	7,9	8,5	8,2	2,1	4,4	2,1	4,4
2009	20,2	11,8	7,7	8,3	8,2	1,9	4,7	2,3	4,6
2010	20,5	12,3	6,7	7,4	7,4	2,0	3,8	3,0	4,7
2011	22,4	11,0	7,4	8,3	6,5	1,7	3,9	2,6	5,1
2012	22,1	11,0	7,2	6,9	5,8	1,7	4,5	2,7	4,4
2013	21,2	10,7	6,5	7,0	5,9	1,6	4,1	2,4	4,3
2014	23,4	12,3	5,9	6,8	4,6	1,6	4,0	2,3	4,4
2015	25,3	10,6	5,9	6,3	4,1	1,8	3,9	2,1	4,6
2016	26,4	11,1	5,5	6,3	4,2	1,6	3,6	2,2	4,7
2017	29,8	11,5	5,6	6,9	4,2	1,5	3,4	2,0	4,4
2018	27,1	10,7	5,8	7,3	4,7	1,4	3,1	1,8	4,1
2019	28,9	10,8	6,2	7,5	4,4	1,5	3,1	1,6	4,1

Fuente: Datos del Banco Central de Chile actualizado año 2020.

Tabla A.2: Estadístico Zivot Andrews y Dickey Fuller

	Estadístico	pvalue	Quiebre
Término Intercambio (ZA)	-4,41	0,11	2003q3
ADF	-3,81	0,00	
Productividad Relativa (ZA)	-3,17	0,22	2006q3
ADF	-2,99	0,04	
Gasto Gobierno (ZA)	-3,33	0,39	2006q3
ADF	-2,87	0,04	

Fuente: Elaboración propia

Nota: ZA estadístico Zivot-Andrews y ADF estadístico Dickey-Fuller Aumentado



Tabla A.3: Prueba de Chow para quiebres estructurales

	Estadístico <i>pvalue</i>	
Término Intercambio, TI	1,41	0,41
Productividad Relativa, PDR	0,97	0,71
Gasto de Gobierno, GG	0,71	0,82

Fuente: Elaboración propia

Tabla A.4: Estimaciones Remanentes de la Tabla 4.

Variables	Columna (1) 1996-2019		Columna (2) 1996-2019		Columna (3) 1996-2019	
	LP(β_i)	CP(δ_i)	LP(β_i)	CP(δ_i)	LP(β_i)	CP(δ_i)
Inversión Derivados, ID					0,23 (0,32)	
Δ ID ₁						0,16 (0,28)
Δ ID ₂						-0,02 (0,86)
Δ TCM ₁		0,29 (0,03)		0,33 (0,02)		0,33 (0,02)
Δ TCM ₂		-0,11 (0,41)		-0,13 (0,38)		-0,14 (0,35)
Δ PRD ₁		0,32 (0,20)		0,38 (0,19)		0,40 (0,18)
Δ PRD ₂		-0,62 (0,02)		-0,58 (0,03)		-0,65 (0,02)
Δ GG ₁		-1,47 (0,21)		-1,33 (0,18)		-1,41 (0,20)
Δ GG ₂		1,01 (0,42)		1,14 (0,34)		1,18 (0,34)
Δ TI ₁		-0,93 (0,00)		-1,03 (0,00)		-1,03 (0,00)
Δ TI ₂		0,58 (0,21)		0,64 (0,19)		0,42 (0,42)

Fuente: Elaboración propia.

Notas: *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.

El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todas las variables salvo IED

(1) Los rezagos de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.

(2) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)

Tabla A.5: Estimaciones y Pruebas de Hipótesis Remanentes de la Tabla 5.

	Columna (1) 1996-2007		Columna (2) 2008-2019	
	LP(β_i)	CP(δ_i)	LP(β_i)	CP(δ_i)
Inversión en Derivados, ID	0,32 (0,41)		0,11 (0,19)	
Δ ID ₋₁		0,24 (0,22)		-0,26 (0,21)
Δ ID ₋₂		-0,11 (0,76)		0,22 (0,24)
Δ TCM ₋₁		0,28 (0,03)		0,34 (0,01)
Δ TCM ₋₂		-0,10 (0,42)		-0,15 (0,32)
Δ PRD ₁		-0,55 (0,10)		-0,31 (0,22)
Δ PRD ₂		-0,72 (0,08)		-0,51 (0,18)
Δ GG ₁		-1,41 (0,20)		-1,41 (0,20)
Δ GG ₂		-1,18 (0,34)		-1,18 (0,34)
Δ TI ₁		-1,23 (0,00)		-0,77 (0,03)
Δ TI ₂		0,22 (0,32)		-0,97 (0,10)

Fuente: Elaboración propia.

Notas: *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.

El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todos las variables salvo IED

(1) Los rezagos de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.

(2) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)



Tabla A.6: Estimaciones y Pruebas de Hipótesis Remanentes de la Tabla 6.

	Columna (1) 1996-2019		Columna (2) 1996-2019		Columna (3) 1996-2019	
	LP(β_i)	CP(δ_i)	LP(β_i)	CP(δ_i)	LP(β_i)	CP(δ_i)
ΔCF_{-1}		-1,22 (0,08)				
ΔCF_{-2}		0,23 (0,22)				
ΔCF_{-3}		-0,41 (0,13)				
ΔCF_{-4}		-0,72 (0,08)				
ΔIED_{-1}				1,10 (0,17)		1,03 (0,21)
ΔIED_{-2}				-1,14 (0,08)		-2,19 (0,03)
ΔIED_{-3}				-2,17 (0,03)		-2,31 (0,01)
ΔIED_{-4}				1,14 (0,16)		-1,11 (0,23)
$\Delta NOIED_{-1}$				-1,19 (0,14)		
$\Delta NOIED_{-2}$				-1,22 (0,04)		
ΔIP_{-1}						-1,05 (0,12)
ΔIP_{-2}						-0,45 (0,16)
ΔOI_{-1}						-1,23 (0,06)
ΔOI_{-2}						-0,88 (0,11)
ΔTCM_{-3}		0,29 (0,03)		0,33 (0,02)		0,33 (0,02)
ΔTCM_{-4}		-0,11 (0,41)		-0,13 (0,38)		-0,14 (0,35)
ΔPDR_{-1}		0,29 (0,23)		0,39 (0,19)		0,43 (0,16)
ΔPDR_{-2}		-0,62 (0,02)		-0,58 (0,03)		-0,65 (0,02)
ΔTI_{-1}		-0,93 (0,00)		-1,03 (0,00)		-1,03 (0,00)
ΔTI_{-2}		0,58 (0,21)		0,64 (0,19)		0,42 (0,42)
ΔGG_{-1}		-1,47 (0,21)		-1,33 (0,18)		-1,41 (0,20)
ΔGG_{-2}		1,01 (0,42)		1,14 (0,34)		1,18 (0,34)

Fuente: Elaboración propia.

Notas: *** estadísticamente significativo al 1%, ** al 5% y * al 10%. En paréntesis se encuentran los p-value.

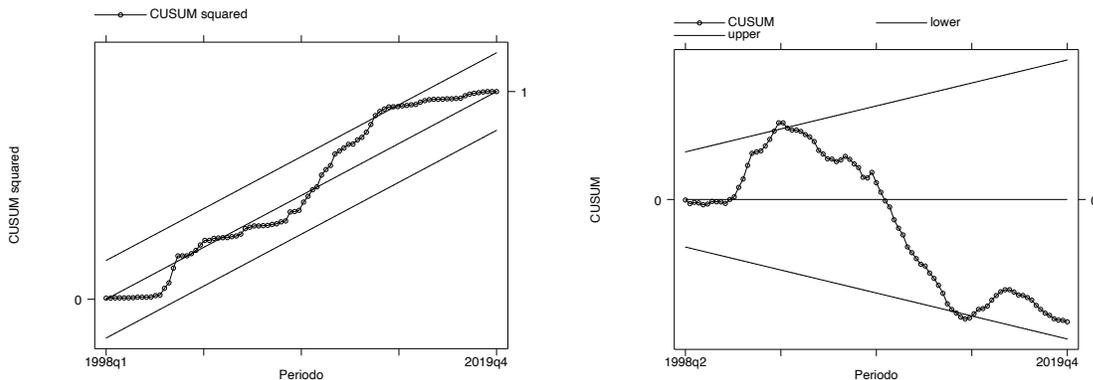
El criterio AIC y BIC arroja dos rezagos para todas las variables salvo IED

(1) Los rezagos de las variables diferenciadas (Δ) se encuentran en la zona inferior derecha de cada una de las variables diferenciadas.

(2) Todas las ecuaciones incluyen una constante y una variable binaria de valor 1 para la crisis financiera de 2008 (2008Q2 a 2008Q4)

II. Figuras

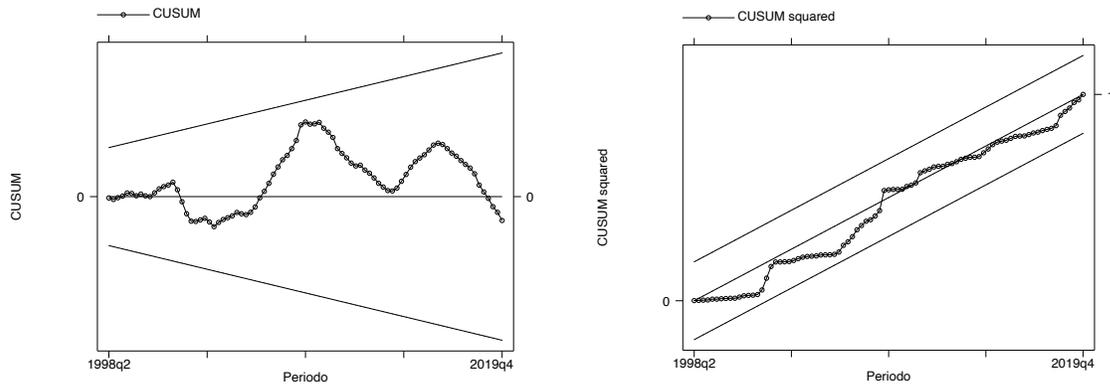
Figura A.1: Prueba de Estabilidad de CUSUM de la columna (3) de la Tabla 4



Fuente: Elaboración propia



Figura A.2: Prueba de Estabilidad de CUSUM de la columna (3) de la Tabla 6



Fuente: Elaboración propia